Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 13, No. 3, Fall 2021, p. 441-451

نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۱۳، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰، ص. ۴۵۱-۴۴۱

مقاله علمی - پژوهشی

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی منحنی رشد لجستیک و همبستگی مولفه‌ها در گوسفند زندی

سعید نیسی[۱]، هدایت اله روشنفکر[۲*]، جمال فیاضی[۳]، مرتضی ممویی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۲۸

نیسی، س.، ه. روشنفکر، ج. فیاضی، و م. ممویی. ۱۴۰۰. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی منحنی رشد لجستیک و همبستگی مولفه‌ها در گوسفند زندی. پژوهشهای علوم دامی ایران ۱۳(۳): ۴۵۱-۴۴۱.

چکیده

از مهم‌ترین صفات در دام‌های اهلی که به لحاظ اقتصادی اهمیت فراوانی دارند، صفات مرتبط با رشد می‌باشند رشد یک خصوصیت ضروری سیستم‌های بیولوژیکی و یک افزایش در اندازه بدن به ازاء واحد زمان است که به‌صورت ترکیبی از اثرات ژنتیکی و محیطی توصیف می‌شود. لذا پژوهش حاضر به منظور تخمین پارامترهای ژنتیکی متغیرهای منحنی رشد گوسفند زندی با استفاده از مدل‌های حیوانی مناسب انجام گرفت. پارامترهای منحنی رشد مورد بررسی شامل وزن بلوغ مجانبی (A)، نرخ رشد (B) و نرخ بلوغ (K) بودند. به منظور بررسی اثرات ثابت و برآورد پارامترهای منحنی رشد از رویه NLIN نرم افزار SAS استفاده شد. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شش مدل حیوانی و روش آماری حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) با نرم‌افزار Wombat و روش بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس با نرم‌افزار MTGSAM انجام گرفت. وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با استفاده از روش REML و بیزی برای پارامتر وزن بلوغ مجانبی ۰/۰۶۴ و ۰/۱۴، نرخ رشد ۰/۱۷ و ۰/۱۶، نرخ بلوغ ۰/۱۶ و ۰/۱۸ به ترتیب برآورد شد. وراثت‌پذیری مادری پارامترهای منحنی رشد در دامنه ۰/۰۰۶ تا ۰/۰۸ و نسبت واریانس محیطی به فنوتیپی در محدوده ۰/۰۳ تا ۰/۰۵ بود. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین پارامترهای منحنی رشد۰/۳۲۳، ۰/۴۲۹- و ۰/۸۰۳ به ترتیب برایA-B ، B-K و A-K بدست آمد. به طور کلی برآورد پارامترهای منحنی رشد می‌تواند در طراحی برنامه‌ها و استراتژی‌های انتخاب در این نژاد زندی استفاده شود. در مطالعه حاضر برآورد وراثت پذیری پایین پارامترهای A، B و K می‌تواند به دلیل واریانس فنوتیپی بالا و تنوع شرایط محیطی ارتباط داشته باشد. با توجه به این موضوع می‌توان گفت عوامل محیطی می‌توانند به شدت پتانسیل ژنتیکی رشد دام را محدود کنند. بنابراین بهبود شرایط محیطی و بکارگیری استراتژی‌های بهینه مدیریتی در رسیدن به منحنی رشد مطلوب بسیار حائز اهمیت می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: حداکثر درستنمایی محدود شده، روش بیزی، نرخ رشد، وراثت‌پذیری، همبستگی.

مقدمه

تنوع شرایط آب و هوایی در ایران، سبب ایجاد حدود ۲۷ نژاد گوسفندی گردیده است. هر یک از این نژادها در اقلیم خاصی از کشور غالب هستند و دارای وزن زنده متفاوت می‌باشند (۴). با افزایش تقاضا برای گوشت گوسفند در ایران، بیشتر فعالیت‌های پرورشی این حیوان در جهت هدف فوق متمرکز شده است. از سوی دیگر با کاهش تقاضای داخلی و خارجی برای گوشت گوسفندانی نظیر زندی که به عنوان گوسفند پوستی شناخته می‌شوند، نقش اقتصادی این محصول در مقابل سایر محصولات و به‌ویژه گوشت، کم‌رنگ‌تر شده و تولید

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه علوم دامی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، خوزستان، ایران.
۲- استاد، گروه علوم دامی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، خوزستان، ایران.
۳- استادیار، گروه علوم دامی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، خوزستان، ایران.
(*- نویسنده مسئول: (Email: roshanfekr_hd@yahoo.com
DOI:10.22067/ijasr.v13i3.81528

گوشت هم اکنون هدف اصلی دامداران پرورش دهنده‌ی این نژاد را به خود اختصاص داده است (۲۴). رشد یک صفت سودآور در حیوانات اهلی می‌باشد. تعریف ابتدایی رشد عبارت است از: افزایش در اندازه، تعداد و یا توده بدن در طول زمان است. با این وجود، این تعریف پدیدارشناسی و علل رشد را شامل نمی‌شود. رشد باید به وسیله نرخ رشد یا افزایش وزن و اندازه بدن در طی مراحل زندگی بررسی شود، زیرا که رشد یک تابع پیوسته در طول زندگی حیوان (از مرحله جنینی تا سن بلوغ) است (۶). امروزه نرخ رشد یا چگونگی تغییرات وزن بدن در مراحل مختلف زندگی به‌عنوان سنجه‌ای مهم در فرآیند اصلاحی در نظر گرفته می‌شود (۱۷). دلیل این امر را می‌توان بواسطه ارتباط مستقیم این صفت با میزان تولید گوشت دانست (۲۰). به دلیل اهمیت اقتصادی وزن بلوغ، نرخ رشد و خصوصیات وابسته به آن، رابطه بین سن و وزن موضوع مهم و موردتوجه تولیدکنندگان می‌باشد. شناخت روابط ژنتیکی و محیطی بین وزن‌های مختلف، درجه بلوغ و سرعت رشد در تمام مراحل رشد برای طراحی برنامه اصلاح نژادی به منظور بهبود کارایی تولید در طول عمر حیوان ضروری است. نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که متغیرهای منحنی رشد در گونه‌های مختلف وراثت‌پذیر هستند بنابراین امکان تغییر شکل منحنی رشد از طریق انتخاب براساس متغیرهای منحنی رشد وجود دارد (۸، ۱۹، ۳۱).

متخصصین علم اصلاح نژاد می‌بایست بطور دقیق و صحیح با استفاده از مدل‌ها و روش‌های آماری مناسب، پارامترهای ژنتیکی را برآورد نمایند؛ تا در نهایت با انتخاب حیوانات برتر (از لحاظ ژنتیکی) و استفاده از آن‌ها بعنوان والدین نسل بعدی، میانگین تولید را بهبود بخشند. روش های مختلفی برای تخمین مؤلفه های کو(وار یانس) استفاده می‌شود که از آن جمله می‌توان به حداکثر درست‌نمایی محدود شده[1] (REML) و روش بیزی اشاره کرد. در روش REML پیش فرض اساسی این است که نمونه‌ها از یک جامعه با توزیع نرمال هستند. این روش برای اثر انتخاب در جامعه تصحیح انجام می‌دهد و مؤلفه‌های واریانس را از طریق تکرار و همگرایی بدست می‌آورد (۱۵). در روش بیزی برآورد یک پارامتر از طریق توزیع پسین می‌باشد و امکان بدست آوردن مستقیم میانگین توزیع پسین در بیشتر موارد وجود ندارد. بنابراین نمونه‌هایی با خصوصیات مستقل و یکسان از توزیع پسین تولید می شود (۱۰). علیرغم بررسی‌های انجام شده در زمینه مدل‌سازی منحنی رشد (۱، ۵، ۱۲، ۱۶)، تاکنون در ارتباط با برآورد پارامترهای ژنتیکی منحنی رشد گوسفند زندی گزارشی ارائه نشده است. لذا این پژوهش با هدف، بررسی اثرات ژنتیکی، محیطی و مادری برای تخمین مؤلفه‌های (کو)واریانس و وراثت‌پذیری پارامترهای منحنی رشد گوسفندان زندی و همبستگی بین این پارامترها با استفاده از روش بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس و روش REML انجام شد.

1- Restriction maximum likelihood

مواد و روش ها

در پژوهش حاضر به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی منحنی رشد گوسفندان زندی از اطلاعات مربوط ۸۲۸۲ رأس بره متولد شده طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ (جمعاً ۲۲ سال) در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی جهاد کشاورزی استان تهران (ایستگاه خجیر) استفاده شد. این اطلاعات شامل شماره حیوان، شماره‌ی پدر و مادر حیوان، سال زایش، فصل زایش، جنس حیوان، تیپ تولد و سن مادر در هنگام زایش و رکوردهای صفات وزن بدن در سنین مختلف (تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی) بود. ابتدا با استفاده از رکوردهای صفات وزن بدن در سنین مختلف (تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی) گوسفند زندی و مقادیر آغازین، پارامترهای منحنی رشد با استفاده از مدل لجستیک برآورد شد (جدول ۱). مدل لجستیک به دلیل داشتن بیشترین دقت و کمترین خطا، به عنوان مدل برگزیده در توصیف الگوی رشد گوسفندان زندی انتخاب گردید. این مدل، می‌تواند یک مقایسه توصیفی از رشد را در این نژاد ایجاد نماید و برای پیش بینی میزان رشد در هر مقطع زمانی مورد استفاده قرار گیرد. پارامترهای منحنی رشد مورد بررسی در این پژوهش شامل وزن بلوغ مجانبی (A)، نرخ رشد (B) و نرخ بلوغ (K) بودند.

$$w_t = A(1+Be^{-kt})^{-1} + \varepsilon$$

رابطه (۱)

که در در معادله فوق: wt: وزن بدن در زمان رکورد برداری، e: عدد نپری و ε : انحراف مقدار مشاهده شده از مدل تخمین زده شده است. پارامتر A: وزن بلوغ یا حد مجانب هر مدل درزمانی که سن (t) به سمت بی‌نهایت میل می‌کند می باشد. به‌طورکلی متوسط وزن بدن در زمان بلوغ جسمی است و مستقل از تغییرات وزن بدن در اثر تغییرات محیط خارجی می‌باشد. پارامتر B: ثابت انتگرالی نامیده می شود و هیچ تفسیر بیولوژیکی ندارد. پارامتر K نرخ تغییرات خطی تابع لگاریتمی بلوغ جسمی در واحد زمان یا شاخص بلوغ است و این شاخص نرخ بلوغ بعد از تولد را در منحنی رشد برآورد می‌کند. مقدار بزرگ K یا شیب منحنی رشد، نشان‌دهنده بلوغ زودرس دام است.

آماده‌سازی و تجزیه و تحلیل داده‌ها

با استفاده از برنامه Pedigree (۲۸) فایل شجره تشکیل شد. جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از برنامه Excel استفاده شد. اثر عوامل ثابت مؤثر بر صفات مورد بررسی از تجزیه و تحلیل حداقل مربعات با استفاده از مدل خطی تعمیم یافته (GLM) نرم‌افزار SAS9.1 (۲۹) انجام گرفت. اثرات ثابت شامل اثرات ثابت سال تولد (۱۳۹۲-

۱۳۷۰) جنست بره (نر و ماده)، تیپ تولد (تک قلو، دوقلو)، اثر سن مادر (۷-۲) بود. در این پژوهش برای برآورد مؤلفه‌های واریانس، روش‌های حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) و آنالیز بیزی مورد استفاده قرار گرفتند. در روش REML از نرم افزار Wombat ودر روش بیزی از روش آماری بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس و جهت اعمال روش مذکور از نرم‌افزار MTGSAM استفاده شد (۳۳).

جدول ۱- آماره توصیفی پارامترهای منحنی رشد گوسفند زندی با استفاده از تابع لجستیک

Table 1- Descriptive statistics parameters Zandi sheep using Logistics growth curve function

پارامتر Parameter	مقدار برآورد شده Estimated Amount	خطای استاندارد Standard Error	حدود اطمینان ۹۵٪ Approximate 95% Confidence Limits: حداکثر Maximum	حداقل Minimum	تعداد مشاهدات Number of Observations	حداقل Minimum	حداکثر Maximum
A	34.48	0.09	34.66	34.29	1182	19.5	51.83
B	7.61	0.28	8.15	7.06	1160	23/2	5.25
K	0.027	0.0004	0.028	0.026	1195	0.69	0.0044

A: وزن بلوغ مجانبی (کیلوگرم)، B: نرخ رشد از تولد تا بلوغ (کیلوگرم در روز) و K: نرخ بلوغ

A: Asymptomatic mature weight (kg), B: Growth rate (kg/day) and K: maturity rate

در این تحقیق تعداد سیکل‌های نمونه‌گیری گیبس ۲۰۰۰۰۰ دور، دوره قلق‌گیری (دوره‌ای که مقادیر نمونه‌گیری شده پرت بوده و با مقادیر حقیقی تفاوت دارند) ۲۰۰۰۰ و فاصله نمونه‌گیری ۲۰۰ در نظر گرفته شد. برای برآورد اجزای واریانس از شش مدل حیوانی استفاده گردید که در نماد ماتریسی در جدول ۲ نشان داده شده است (۲۴). در این رابطه‌ها: y= متغیر پاسخ و بردار هر یک از مشاهدات پارامترهای منحنی رشد (A، B و K) برای هر حیوان، b= بردار اثرات ثابت، a= بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، m= بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c= بردار اثرات محیطی دائمی مادری، e= بردار اثرات باقیمانده، X، Z1، Z2 و W ماتریس‌های طرح هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثرات ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان، اثر ژنتیکی افزایشی مادری و اثر محیطی مادری ربط می‌دهند. در مدل‌های ۴ و ۶ کوواریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲- شش مدل حیوانی تک متغیره

Table 2- Six Different Animal Models

مدل Model	P_i/K	فرم ماتریسی Models Matrix Notations
1	1	$y = Xb + Za + e$
2	2	$y = Xb + Za + Wc$
3	2	$y = Xb + Za + Z_2m + e$, $COV(a,m)=0$
4	2	$y = Xb + Za + Z_2m + e$, $COV(a,m)\neq 0$
5	3	$y = Xb + Za + Z_2m + Wc + e$, $COV(a,m)=0$
6	3	$y = Xb + Za + Z_2m + Wc + e$, $COV(a,m)\neq 0$

K وPi: تعداد اجزای واریانس و پارامترها در مدل

K and Pi: The number of components variance and parameters in the model

انتخاب مدل مناسب

به منظور تعیین مناسب‌ترین مدل از شش مدل حیوانی با استفاده از نرم افزار Wombat از آماره آزمون AIC استفاده شد. شاخص AIC[1] (۲) به صورت زیر تعریف می‌شود:

(رابطه ۲)

$$AIC = -2Log\ L_i + (2P_i)$$

در رابطه فوق Log Li و Pi به ترتیب لگاریتم تابع درستنمایی و

1- Akaike

تعداد اجزای واریانس برآورد شده در مدل می‌باشد. انتخاب مناسب‌ترین مدل در بیزی براساس معیار آکائیکی صورت گرفت (۳).

AIC= n In (RSS / n) + 2k (رابطه ۳)

در این رابطه RSS مجموع مربعات باقیمانده، n تعداد نمونه‌ها و k تعداد پارامترهای موجود در مدل است در زمان استفاده از این روش، مدلی که حداقل مقدار را برای شاخص مذکور حا صل نماید به عنوان مدل مناسب انتخاب شد.

نتایج و بحث

میانگین حداقل مربعات پارامترهای منحنی رشد (A,B,K) گوسفند نژاد زندی به تفکیک اثرات ثابت در جدول ۳ ارائه شده است. در این مطالعه اثر ثابت سال تولد بر همه پارامترهای الگوی رشد لجستیک اثر معنی داری داشت (P<۰/۰۱). تفاوت در شرایط اقلیمی، محیطی و مدیریتی با تاثیر بر کیفیت و کمیت علوفه مورد دسترسی بره و مادر بر پارامترهای منحنی رشد تاثیر می‌گذارند. در سایر مطالعات نیز اثر سال بر این صفات معنی‌دار گزارش شده است (۱، ۸، ۲۰، ۲۶ و ۳۰). جنسیت بره یکی از عوامل تاثیرگذار روی پارامترهای منحنی رشد بود به گونه‌ای که وزن بلوغ جنس نر ۱۶ در صد بیشتر از جنس ماده برآورد گردید اثر جنس توسط برخی پژوهشگران معنی‌دار گزارش شده است (۱ و ۲۶). کام و هانجو (۱۷) در پژوهشی تغیرات منحنی رشد بز نژاد آلپاین از تولد تا شش ماهگی را بررسی و گزارش دادند که جنسیت اثر معنی داری بر روی پارامترهای A، k B دارد که با نتایج پژوهش حاضر مطابقت داشت. تیپ تولد بره‌ها، فقط بر وزن بلوغ تاثیر معنی‌داری داشت، به این صورت که بره‌های تک قلو و دوقلو تفاوت معنی‌داری از نظر نرخ رشد و نرخ بلوغ، نشان ندادند. براساس نتایج جدول ۳، بره‌های تک قلو ۶ درصد سنگین تر از بره‌های دوقلو در وزن بلوغ بودند؛ این میزان کمتر از مقدار ۱۳ درصد گزارش شده برای بره های گوسفند مهربانی بود (۸). حجتی و همکاران (۱۳) در مطالعه ای روی گوسفند مهربان گزارش کردند که تیپ تولد بر پارامترهای A و K اثر غیرمعنی‌دار و بر پارامتر B اثری معنی دار داشت. سن مادر هنگام زایش فقط روی وزن بلوغ گوسفندان زندی اثری معنی‌دار داشت (P<۰/۰۵). سایر محققین، اثر ثابت سن مادر را در گوسفندان نژاد مهربان و هورو، بر پارامتر نرخ رشد را معنی‌دار گزارش کردند (۱ و ۸). راشدی و همکاران (۲۶) در مطالعه ای گزارش کردند سن مادر روی پارامترهای وزن بلوغ و نرخ رشد معنی‌دار شد ولی روی پارامتر K معنی دار نبود. به نظر می‌رسد که میش‌های با سن ۲ سال بدلیل کامل نشدن رشد فیزیولوژیکی، توانایی تولید شیر کمتری داشته ودر نتیجه بره‌های آن‌ها وزن پایانی کمتری نسبت به بره‌های سایر مادران داشتند. همچنین مادران بالای ۶ سال به دلیل عدم توانایی دستیابی به مواد مغذی، قدرت تولید شیر کمتری داشته و بره های آنها از وزن پایانی کمتری برخوردار می باشند.

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات پارامترهای منحنی رشد لجستیک

Table 3- Least squares means logistic growth curve parameters

Fixed effect اثرات ثابت	A	B	K
Mean میانگین	33.86±0.17	3.47±0.02	0.019±0.0002
Year of birth سال تولد	**	**	**
Age of dam سن مادر	**	ns	ns
2	33.41±0.99[b]	3.59±0.14[a]	0.018±0.001[a]
3	34.08±0.99[bc]	3.69±0.14[a]	0.019±0.001[a]
4	35.06±0.99[a]	3.68±0.14[a]	0.018±0.001[a]
5	34.92±1.004[a]	3.59±0.14[a]	0.018±0.001[a]
6	34.73±1.02[ac]	3.61±0.14[a]	0.019±0.001[a]
7	34.56±1.02[ac]	3.66±0.14[a]	0.018±0.001[a]
8	34.59±1.07[abc]	3.58±0.15[a]	0.018±0.001[a]
Type of birth تیپ تولد	**	ns	ns
single تک قلو	35.63±0.95[a]	3.64±0.13[a]	0.019±0.001[a]
twin دوقلو	33.33±0.99[b]	3.62±0.14[a]	0.018±0.001[a]
sex جنس	**	**	**
male نر	37.16±0.97[a]	3.68±0.14[a]	0.017±0.001[a]
female ماده	31.79±0.96[b]	3.62±0.13[b]	0.019±0.001[b]

براساس نتایج ارائه شده در جدول۳، نرخ بلوغ (K) جنس ماده نسبت به نرها بالاتر برآورد شد؛ ماده‌های با وزن تولد مشابه با نرها به

علت نرخ بلوغ سریعتر، زودتر بالغ شده و وزن مجانبی کمتری نسبت به نرهای هم سن خود خواهند داشت. به نظر می‌رسد برآورد بیشتر نرخ بلوغ در جنس ماده به دلیل نقش هورمون های جنسی باشد. در جنس ماده هورمون‌های جنسی در سن پایین‌تری ترشح شده و سبب افزایش نرخ بلوغ و کاهش وزن مجانبی می‌شود. نتایج واریانس و مولفه‌های ژنتیکی وزن بلوغ (A) با استفاده از آنالیز تک صفتی و روش‌های آماری حداکثر درستنمایی (REML) و بیزی در جدول ۴ ارائه شده است. پارامتر A در منحنی‌های رشد گوسفند، نماینده وزن بلوغ یا مجانبی می‌باشد. حد مجانبی، زمانی که سن (t) به سمت بی نهایت نزدیک می شود تخمینی از سنگین‌ترین وزن حاصله توسط دام نیست و در واقع آن یک میانگین وزن مجانبی است (۱۱). وراثت‌پذیری مستقیم وزن بلوغ در روش آماری REML و بیزی در مدل حیوانی ۱ بزرگتر از مقادیرآن در سایر مدل‌ها برآورد گردید. در مدل ۱ به دلیل اینکه تنها اثر ژنتیکی خود حیوان وجود دارد، مؤلفه های واریانس نسبت داده شده به سایر آثار تصادفی، در مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی ظهور پیدا کرده و باعث برآورد بالاتر مقدار وراثت‌پذیری مستقیم می شود. در پژوهش حاضر برای پارامتر وزن بلوغ با توجه به پایین‌تر بودن معیار اطلاعات آکائیک در روش REML و بیزی به ترتیب مدل ۴ و ۵ به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید؛ در هر دو مدل علاوه بر اثر ژنتیک خود حیوان، اثرات ژنتیکی مادری موثر می باشد. وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن بلوغ بر اساس مدل مناسب در روش REML به ترتیب ۰/۰۶۴±۰/۰۲ و ۰/۰۶±۰/۰۷ و در روش بیزی وراثت پذیری مستقیم و مادری به ترتیب ۰/۱۴±۰/۰۰۰۳ و ۰/۰۸±۰/۰۰۰۱ برآورد گردید. در روش REML برای اثر انتخاب در جامعه تصحیح انجام می‌دهد و مولفه‌های واریانس را از طریق تکرار و همگرایی برآورد می‌کند. در روش بیزی برآورد یک مولفه از طریق توزیع پسین انجام می‌گیرد. روش بیزی با بررسی دقیق عوامل مؤثر بر صفات مدلی را انتخاب می کند که تمام عوامل مؤثر بر صفت لحاظ شوند. به نظر می‌رسد روش بیزی با کاهش واریانس خطا و افزایش واریانس ژنتیکی وراثت پذیری مستقیم را دقیق‌تر برآورد می‌کند و روش قدرتمندتری است.

جدول ٤- پارامترهای ژنتیکی وزن بلوغ (A) گوسفندان زندی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (REML) و بیزی

Table 4- Genetic parameters for Growth rate maturity rate (A) using REML and Bayesian method Zandi sheep

روش آماری Statistical method	مدل Model	وراثت‌پذیری مستقیم Direct heritability	نسبت واریانس محیطی به فنوتیپی Proportion of environmental variance to phenotypic variance	وراثت‌پذیری مادری Maternal heritability	ram	Log L /RSS	معیار آکائیک AIC
حداکثر درست نمایی محدود شده REML	1	0.16±0.05	-	-	-	-2180.620	4363.24
	2	0.13±0.05	0.08±0.05	-	-	-2179.176	4362.35
	3	0.09±0.05	-	0.11±0.05		-2178.190	4360.38
	4*	0.064±0.02	-	0.06±0.07	0.98	-2177.072	4358.144
	5	0.09±0.04	··	0.11±0.08		-2178.190	4362.38
	6	0.064±0.06	··	0.06±0.11	0.99	-2177.072	4360.15
بیزی Bayesian	1	0.18±0.0005	-	-	-	12.3	-5410.92
	2	0.15±0.0004	0.08±0.0002	-	-	11.46	-5475.48
	3	0.09±0.0001	-	0.08±0.0002	0.34	11.76	-5444.79
	4	0.14±0.0003	-	0.12±0.0001	-0.18	11.34	-5487.83
	5*	0.14±0.0003	0.03±0.0001	0.08±0.0001	-	11.06	-5516.08
	6	0.14±0.0003	0.03±0.0004	0.10±0.0001	-0.12	11.09	-5512.39

*: مدل مناسب، r_{am}: همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری، Log L: لگاریتم تابع درستنمایی و واریانس، RSS: مجموعه مربعات باقیمانده.

* Best model, r_{am}: Direct and maternal genetic correlation, Log L: Log Likelihood, RSS: Sum of Squares Residuals.

قوی حسین زاده (۱۲) در پژوهشی، وراثت پذیری مستقیم پارامتر A را ۰/۱۳ گزارش نمود که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت داشت. حجتی و همکاران (۱۳)، ساقی و همکاران (۲۷) و آبگاز و همکاران (۱) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم پارامتر A را به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۳۳ و ۰/۲۹ گزارش کردند که در دامنه مقادیر برآورد شده پژوهش حاضر نبود. در مطالعات دیگری مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم وزن بلوغ برای گوسفندان نژاد سافولک، اسکاتیش بلک فیس و چیوس[1]، به ترتیب ۰/۳۶، ۰/۳۲ و ۰/۳۰ گزارش شد که بیشتر از دامنه مقادیر پژوهش حاضر بود (۱۸، ۱۹ و ۲۲) احتمالاً تفاوت مشاهده شده در تخمین پارامترهای ژنتیکی وزن بلوغ در مطالعات مختلف به دلیل تفاوت در

1- Chios

نژاد مورد بررسی، میزان دسترسی به علوفه برای چرا در سال‌های مختلف، شرایط آب و هوایی متغیر، تغییرات در مدیریت گله‌ها، تعداد متفاوت رکورد، تفاوت در ساختار داده‌ها، نوع مدل و روش آماری مورد استفاده برای آنالیز باشد.

اجزای واریانس پارامتر B در جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس کمترین مقدار شاخص اطلاعات اکائیک، مدل‌های ۶ و ۵ به ترتیب در روش REML و بیزی به عنوان مدل مناسب جهت برآورد اجزای واریانس و کوواریانس برگزیده شد. در هر دو مدل مناسب، علاوه بر ژنتیک خود حیوان، ژنتیک مادری و محیط دائمی مادری مؤثر می‌باشد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در روش REML (۰/۰۷±۰/۱۷) و بیزی (۰/۰۰۵±۰/۱۶) نزدیک به هم برآورد شد. وراثت پذیری مستقیم پارامتر B در مطالعه حاضر در دامنه سایر مطالعات (۰/۲۰-۰/۱۶) بوده و با آن همخوانی داشت (۱، ۹، ۲۷). وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی به فنوتیپی پارامتر نرخ رشد در روش REML به ترتیب ۰/۰۱۶±۰/۱۲ و ۰/۰۳±۰/۰۹ و در روش بیزی به ترتیب ۰/۰۰۰۰۷±۰/۰۳ و ۰/۰۰۰۱±۰/۰۴ برآورد شد. سهم تأثیرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری در پارامتر نرخ رشد پایین است، این امر نشان می‌دهد با توجه به اینکه در نرخ رشد اثرات مادری مؤثر هستند ولی اثر آن کم است و بیشتر تحت تأثیر ژنتیک خود حیوان، محیط و تغذیه است. تفاوت در مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم حیوان برای پارامترهای منحنی رشد، می‌تواند به دلیل عوامل متعددی مانند ماهیت متفاوت مدل‌ها، وجود یا عدم وجود عوامل مادری، تفاوت در بیان ژن‌های مؤثر بر صفات مورد بررسی در سنین مختلف و یا حذف برخی از افراد جامعه باشد (۲۳).

شیب منحنی رشد غیر خطی با پارامتر نرخ بلوغ (K) در مدل‌های رشد بیان می شود و تخمینی از نرخ رسیدن به مقدار مجانبی منحنی رشد می‌باشد و نشان دهنده نرخ بلوغ پس از تولد می‌باشد. مولفه‌های ژنتیکی پارمتر K در جدول ۶ ارائه شده است. مقدار بالای نرخ بلوغ یا شیب منحنی رشد، نشان دهنده‌ی بلوغ زودرس دام است (۳۱). بر اساس شاخص AIC مدل مناسب برای پارامتر نرخ بلوغ در هر دو روش REML و بیزی مدل ۶ بود. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در روش‌های REML و بیزی به ترتیب ۰/۰۷±۰/۱۶ و ۰/۰۰۶±۰/۱۸ برآورد شد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم این صفت در روش بیزی بالاتر برآورد شد. روش بیزی با کاهش میزان واریانس خطا، دقت آزمایش را افزایش می‌دهد (۱۰). آبگاز و همکاران (۱) و ساقی و همکاران (۲۷) در مطالعات جداگانه‌ای بر روی گوسفندان هورو اتیوپی و بلوچی وراثت‌پذیری نرخ بلوغ را به ترتیب ۰/۱۴ و ۰/۱۰ گزارش کردند که از وراثت‌پذیری برآورد شده در این پژوهش کمتر بود. در پژوهش‌های دیگری، وراثت پذیری مستقیم پارامتر K در گوسفندان نژاد مهربان و شال به ترتیب ۰/۴۵ و ۰/۱۹ گزارش شد که از مقدار برآورد شده در این تحقیق بیشتر بود (۸ و ۱۲). تفاوت در مقادیر وراثت‌پذیری نرخ بلوغ در تحقیقات مختلف می‌تواند به دلیل شرایط زیست محیطی، وضعیت چرای گوسفندان و مدیریت در طی سال‌های جمع‌آوری داده‌ها باشد (۱).

جدول ۵- پارامترهای ژنتیکی نرخ رشد (B) گوسفندان زندی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (REML) و بیزی

Table 5- Genetic parameters for growth rate and maturity rate using REML and Bayesian method Zandi sheep

روش آماری Statistical method	مدل Model	وراثت‌پذیری مستقیم Direct heritability	نسبت واریانس محیطی به فنوتیپی Proportion of environmental variance to phenotypic variance	وراثت‌پذیری مادری Maternal heritability	ram	Log L /RSS	معیار آکائیک AIC
حداکثر درست نمایی محدود شده REML	1	0.13±0.05	-	-	-	93.117	-188.23
	2	0.13±0.05	0.01±0.05	-	-	93.117	-190.234
	3	0.13±0.05	-	-	-	93.116	-190.232
	4	0.17±0.07	–	0.03±0.08	-0.756	93.537	-191.074
	5	0.13±0.05	0.02±0.08	-	-	93.117	-192.234
	6[1]	0.17±0.07	0.03±0.09	0.16±0.12	-0.99	93.657	-193.14
بیزی Bayesian	1	0.17±0.0003	-	-	-	0.24	-9829.47
	2	0.13±0.0001	0.03±0.0006	-	-	0.24	-9831.79
	3	0.14±0.0001	-	0.01±0.0002	–	0.24	-9798.11
	4	0.12±0.0001	-	0.01±0.0002	0.022	0.25	-9776.80
	5[1]	0.16±0.005	0.04±0.0001	0.03±0.0007	–	0.23	-9861.02
	6	0.17±0.005	0.04±0.0001	0.04±0.0003	-0.67	0.23	-9860.52

[1]: مدل مناسب، ram: همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری، Log L: لگاریتم تابع درستنمایی و واریانس، RSS: مجموعه مربعات باقیمانده.

[1] Best model, ram: Direct and maternal genetic correlation, Log L: Log Likelihood, RSS: Sum of Squares Residuals.

جدول ٦- پارامترهای ژنتیکی نرخ بلوغ (K) گوسفند نژاد زندی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (REML) و بیزی

Table 6- Genetic parameters for growth rate and maturity rate using REML and Bayesian method Zandi sheep

روش آماری Statistical method	مدل Model	وراثت‌پذیری مستقیم Direct heritability	نسبت واریانس محیطی به فنوتیپی Proportion of environmental variance to phenotypic variance	وراثت‌پذیری مادری Maternal heritability	ram	Log L /RSS	معیار آکائیک AIC
حداکثر درست نمایی محدود شده REML	1	0.16±0.05	-	-	-	1434.448	-2870.89
	2	0.13±0.05	0.05±0.05	–	–	1434.919	-2870.838
	3	0.15±0.06	–	0.03±0.04	-	1434.692	-2873.384
	4	0.17±0.07	–	0.06±0.07	-0.30	1434.741	-2873.482
	5	0.15±0.06	0.05±0.07	-	-	1434.918	-2875.836
	6[1]	0.16±0.07	0.05±0.09	0.006±0.11	-0.58	1434.985	-2875.97
بیزی Bayesian	1	0.23±0001	-	-	-	0.023	-12968.32
	2	0.16±0.0003	0.06±0.0001	-	-	0.023	-12966.32
	3	0.15±0.0004	-	0.04±0.0008	–	0.0241	-12911.68
	4	0.17±0.0004	-	0.05±0.0004	-0.217	0.0237	-12930.64
	5	0.16±0.0005	0.04±0.0005	0.04±0.0001	-	0.0230	-12969.50
	6[1]	0.18±0.0006	0.04±0.0001	0.04±0.0005	-0.479	0.0228	-12979.94

[۱]: مدل مناسب، ram: همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری، Log L: لگاریتم تابع درستنمایی و واریانس، RSS: مجموعه مربعات باقیمانده.

[1] Best model, ram: Direct and maternal genetic correlation, Log L: Log Likelihood, RSS: Sum of Squares Residuals.

نتایج همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و باقیمانده بین پارامترهای منحنی رشد در جدول ۷ نشان داده شده است. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین پارامترهای A و B به ترتیب ۰/۳۲۳ و ۰/۰۰۷ برآورد شد. همبستگی ژنتیکی متوسط و مثبت بین پارامتر A و B بیانگر این نکته می‌باشد که وزن بلوغ می‌تواند بطور ژنتیکی مثبت و همبسته با نرخ رشد بعد از تولد باشد. این همبستگی مثبت نشان می‌دهد که پتانسیل ژنتیکی برای نرخ بلوغ بستگی به نرخ رشد دارد و رابطه مثبتی با رشد اولیه دارد (۱). به عبارت دیگر، همبستگی ژنتیکی مثبت بین پارامترهای A و B نشان می‌دهد که میش‌های سنگین در هنگام تولد، وزن بلوغ بالاتری خواهند داشت. براساس جدول ۵ همبستگی فنوتیپی بین پارامترهای وزن بلوغ و نرخ رشد ناچیز می‌باشد؛ بنابراین تغییرات فنوتیپی یکی از این پارامترها، دیگری را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد (۱۲). همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی پارامتر نرخ رشد (B) و نرخ بلوغ (K) به ترتیب ۰/۸۰ و ۰/۷۴ برآورد شد. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین پارامتر A و K منفی و متوسط برآورد شد. ارتباط بیولوژیکی مهمی بین پارامترهای وزن بلوغ و نرخ بلوغ در مدل‌های منحنی رشد وجود دارد. رابطه منفی بین این دو پارامتر نشان‌دهنده این است که دام‌های با وزن بلوغ کمتر، زودتر نیز بالغ خواهند شد. به‌عبارت‌دیگر حیوانات با وزن بلوغ بالا به‌طور کلی نرخ رشد پایین‌تری نسبت به حیوانات با وزن بلوغ کمتر دارند (۹). همبستگی منفی بین وزن بلوغ و نرخ بلوغ، به این معنی است که با افزایش نرخ بلوغ، وزن بلوغ کاهش می یابد؛ بنابراین حیوانات زودرس نسبت به حیواناتی که دیرتر به سن بلوغ می‌رسند، در بزرگسالی وزن کمتری دارند. همبستگی فنوتیپی و باقیمانده بین پارامتر A و B ضعیف تخمین زده شد؛ این همبستگی‌ها تنها در بین نرخ رشد و نرخ بلوغ مثبت و بالا بود. به عبارت دیگر حیوانات با وزن بلوغ بالا به طور کلی نرخ رشد بالاتری نسبت به حیوانات با وزن بلوغ کمتر دارند. احتمالاً به دلیل شرایط محیطی (نوع چرا، شرایط آب و هوایی و مدیریت)، عوامل ژنتیکی نتوانستند اثرات خود را بر فنوتیپ حیوان اعمال کنند. بطاعی و همکاران (۸) در پژوهشی روی گوسفندان مهربان، همبستگی ژنتیکی بین نرخ رشد و نرخ بلوغ را ۰/۹۵گزارش نمودند که با نتایج تحقیق حاضر همخوانی نزدیکی داشت، ولی همبستگی ژنتیکی وزن بلوغ با نرخ رشد و نرخ بلوغ در گوسفندان مهربان به ترتیب ۰/۱۲-، ۰/۴- بود. آبگاز و همکاران (۱) همبستگی ژنتیکی را در گوسفندان هورو بین وزن بلوغ و نرخ رشد ۰/۳۹ و وزن بلوغ با نرخ بلوغ ۰/۰۷- و بین نرخ رشد و نرخ بلوغ ۰/۲۵ گزارش کردند، که با نتایج تحقیق حاضر مغایرت داشت. تفاوت در همبستگی‌های گزاش شده در مطالعات مختلف می‌تواند به دلیل تفاوت در ساختار ژنتیکی حیوانات

مورد بررسی و شرایط محیطی و روش برآورد پارامترها باشد.

جدول ۷- همبستگی ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی پارامترهای منحنی رشد گوسفند زندی

Table 7- Correlation genetic, environmental and phenotypic parameters of growth curves Zandi sheep

پارامترها Parameters	همبستگی ژنتیکی Genetic correlation	همبستگی باقیمانده Residual correlation	همبستگی فنوتیپی Phenotypic correlation
AB	0.323	-0.053	0.007
BK	0.803	0.732	0.743
AK	-0.429	-0.296	-0.184

نتیجه‌گیری کلی

با توجه به وراثت‌پذیری پایین پارامترهای منحنی رشد گوسفند نژاد زندی، می‌توان نتیجه گرفت که عوامل محیطی از قبیل سطح تغذیه، بیماری، دما و استرس‌های محیطی نقش بسیار مهمی ایفا می‌کنند. به عبارت دیگر این عوامل به شدت پتانسیل ژنتیکی رشد دام را محدود می‌کنند. پارامترهای منحنی رشد تحت تأثیر ژنتیک مستقیم دام و تأثیرات مادری (ژنتیکی و محیط دائمی مادری) قرار دارند، بنابراین در نظر گرفتن تأثیرات مادری در ارزیابی ژنتیکی گوسفند زندی ضروری است.

منابع

1. Abegaz, S., J. B. Van Wyk, and J. J. Olivier. 2010. Estimation of genetic and phenotypic parameters of growth curve and their relationship with early growth and productivity in Horro sheep. Archives Animal Breeding, 53(1): 85-94.
2. Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. In Selected Papers of Hirotugu Akaike (pp. 215-222). Springer, New York, NY.
3. Akaike, H. 1983. Information measures and model selection. Proceedings of the 44th session of the international statistical institute, 1: 277-291.
4. Arzani, H., J. Motamedi, A. Nikhkhah, H. Azrinvand and M. GHorbani. 2013. Animal Unit Equivalent (AUE) and daily requirement energy for Torki Ghashghaei breed sheep grazing on rangelands of Fars Province . Iranian Journal of Range and Desert Research, 20(3): 433-444. (In Persian).
5. Bahreini Behzadi, M. 2015. Comparison of different growth models and artificial neural network to fit the growth curve of Lori-Bakhtiari sheep. Journal of Ruminant Research, 3(2): 125-148. (In Persian).
6. Bahreini Behzadi, M. R., A. A. Aslaminejad, A. R. Sharifi, and H. Simianer. 2014. Comparison of Mathematical Models for Describing the Growth of Baluchi Sheep. Journal of Agricultural Science and Technology, 16(1): 57-68.
7. Bassam, B. J., and G. Caetano-Anolles. 1993. Silver staining of DNA in polyacrylamide gels. Applied biochemistry and biotechnology, 42(2-3):181-188.
8. Bathaei, S., and P. Leroy. 1998. Genetic and phenotypic aspects of the growth curve characteristics in Mehraban Iranian fat-tailed sheep. Small Ruminant Research, 29(3): 261–269.
9. Da Silva, L. S. A., A. B. Fraga, F. D. L. Da Silva, P. M. G. Beelen, R. M. D. O. Silva, H. Tonhati and C. D. C. Barros. 2012. Growth curve in Santa Ines sheep. Small Ruminant Research, 105(1-3): 182-185.
10. Deimi Ghias Abadi, P., S. Alijani, J. Shodja Ghias, and N. Pirani. 2013. Comparison of Tow Restricted Maximum Likelihood (REML) and Bayesian Statistical Methods for Estimating Genetic Parameter of Some Economically Important Traits in Fars Native Chickens. Research on Animal Production (Scientific and Research), 3:1-13. (In Persian)
11. Garnero, A. D. V., C. R. Marcondes, R. J. Gunski, H. N. Oliveira, and R. B. Lobo. 2006. Genetic trends in the expected progeny difference of the asymptotic weight of Nelore females. Genetics and Molecular Biology, 29(4): 648-652.
12. Ghavi Hossein-Zadeh, N. 2015. Bayesian estimates of genetic relationships between growth curve parameters in shall sheep via Gibbs sampling. Iranian Journal of Applied Animal Science, 5(4): 897-904.
13. Hojati, S. F., and N. Ghavi Hoseinzadeh. 2016. Genetic and phenotypic relationships between growth curve parameters in Mehraban sheep. Journal of animal production, 18(4): 687-696. (In Persian).
14. Hosseinpour mashhadi, M., M. Elahi Torshizi, and Sh. Ehtesham Gharaee. 2017. Description of Growth Curve in Male and Female Lambs of Baluchi Breed by Application of Nonlinear Growth Model. Journal of research on animal production, 8(15): 155-160. (In Persian).
15. Jasori, M., S. Alijani, N. Pirany, M. Baghernejad, and R. Jafarzadeh. 2011. EstimationOf genetic parameters of

Holstein dairy cattle using Bayesian procedure. 4th Iranian Animal Science Congress. Tehran, Iran. pp: 3022-3025
16. Kopuzlu, S., E. Sezgin, N. Esenbuga, and O. C. Bilgin. 2014. Estimation of growth curve characteristics of Hemsin male and female sheep. Journal of applied animal research, 42(2):228-232.
17. Kume, K., and L. Hajno. 2011. Study of growth curve variations for kids 0-6 months old of Alpine goat breed in Albania. Archiva zootechnica, 13: 54–62.
18. Lambe, N. R., E. A. Navajas, G. Simm, and L. Bunger. 2006. A genetic investigation of various growth models to describe growth of lambs of two contrasting breeds. Journal of Animal Science, 84(10): 2642–2654.
19. Lewis, R. M., G. C. Emmans, W. S. Dingwall, and G. Simm. 2002. A description of the growth of sheep and its genetic analysis. Animal Sciences, 74(1): 51–62.
20. Malhado, C. H. M., P. L. S. Carneiro, P. R. A. M. Affonso, A. A. O. Souza, and J. L. R. Sarmento. 2009. Growth curves in Dorper sheep crossed with the local Brazilian breeds, Morada Nova, Rabo Largo, and Santa Inês. Journal of Small Ruminant Research, 84:1.16-21.
21. Mandal, A., R. Roy, and P. K. Rout. 2008. Direct and maternal effects for body measurements at birth and weaning in Muzaffarnagari sheep of India. Small Ruminant Research, 75(2-3):123-127.
22. Mavrogenis A. P., and A. Constantinou. 1990. Relationships between pre-weaning growth, post-weaning growth and mature body size in Chios sheep. Animal Production, 50(2): 271–275.
23. Maxa, J., E. Norenberg, P. Berg, and M. Milerski. 2007. Genetic parameters for body weight, longissimus muscle depth and fat depth for Suffolk sheep in the Czech Republic. Small Ruminant Research, 72(2-3): 87-91.
24. Meyer, K. 2006. WOMBAT–A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes. (Animal Genetic and Breeding Unit. In University of New England: Armidale) Meyer K, Graser HU.
25. Mohamadi, H., M. Moradi Shahrbabak, and M. Sadeghi. 2011. Estimation genetic, environmental and phenotypic trends of growth traits in Zandi sheep. Modern genetics journal, 6(2): 49-57.
26. Rashedi, A., J. Fayyazi, A. Masoodi, and R. Abdolahi. 2018. Genetic analysis of growth curve parameters obtained by nonlinear functions in Moghani sheep using Bayesian approach. Journal of Animal Science Researches, 28(3): 113-126.
27. Saghi D. A., A. Aslaminejad, M. Tahmoorespur, H. Farhangfar, M. Nassiri, and G. R. Dashab. 2012. Estimation of genetic parameters for growth traits in Baluchi sheep using Gompertz growth curve function. Indian Journal of Animal Sciences, 82(8): 889-892.
28. Sargolzaei, M., and M. A. Edriss. 2004. Estimation of phenotypic, genetic and environmental trends of some of the growth traits in Bakhtiari sheep. Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources, 8(1): 125-133.
29. SAS Institue. 2003. SAS /STAT Users Guide: Statistics. Release 8. 2. SAS Institute Inc., Cary, NC.
30. Sghaier, N., A. Gaddour, O. Mabrouk, A. Mouldi, and B. H. Mohamed. 2007. Non genetic factors affecting local kid’s growth curve under pastoral mode in Tunisian arid region. Journal of Biological Science, 7: 1005-1016.
31. Taylor, G. 1975. Spanish versus angora in controlling browse. Pp 16-17. Presentation at the Spanish Goat Conference, San Angelo, TX. Texas A&M Res. and Ext. Center.
32. Topal, M., M. Ozdemir, V. Aksakal, N. Yildiz, and U. Dogru. 2004. Determination of the best nonlinear function in order to estimate growth in Morkaraman and Awassi lambs. Small Ruminant Research, 55(1-3):229-232.
33. Van Tassell, C. P., and L. D. Van Vleck. 1995. A Manual for Use of MTGSAM. A Set of FORTRAN Programs to Apply Gibbs Sampling to Animal Models for Variance Component Estimation [DRAFT]. U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service.

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 13, No. 3, Fall 2021, p. 441-451

نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۱۳، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰، ص. ۴۵۱-۴۴۱

Estimation of genetic and phenotypic parameters of logistic growth curve and their inter-relationship in Zandi Sheep

Saeid Neysi[1], Hedayatollah Roshanfekr[2*], Jamal Fayazi[3], Morteza Mamouei[2]

Submitted: 26-09-2019
Accepted: 19-10-2020

Neysi, S., H. Roshanfekr, J. Fayazi, and M. Mamouei. 2021. Estimation of genetic and phenotypic parameters of logistic growth curve and their inter-relationship in Zandi Sheep. Iranian Journal of Animal Science Research 13(3):441-451.

Introduction Growth, defined as changes of body weight over time, is an economically important trait in sheep that directly determines meat production.Increase in live weight or dimension against age has been described as growth. Changes in live weight or dimension for a period of time are explained by the growth curves. Animal breeders are interested in the genotypic and phenotypic relationships during all phases of growth. Knowledge of genotypic and phenotypic relationships among live weights, degree of maturity and growth rate during all phases of growth is necessary to formulate breeding programs to improve lifetime efficiency. Growth models are mathematical functions which are applied for describing the growth pattern. Understanding ,estimating, and capturing the defining characteristics of growth processes are key components of developmental research. The aim of the present study was to estimate the genetic parameters for growth traits in Zandi sheep, by determining the most appropriate animal models to be fitted. In addition, genetic, phenotypic and environmental correlations between traits were estimated.

Materials and Methods The data used in this study were obtained from the Animal Breeding Center of Iran. The data were screened several times to remove the defective and out of range records. Growth curve parameters used in study were asymptomatic mature weight (A), Growth rate (B) and maturity rate (K). The procedure of SAS software was used for studying of fix effects. Based on body weight at different ages and using different initial values, each of the growth curve parameters was estimated using SAS software version 9.1 and NLIN procedure. Estimation of (co)variance components of growth curve parameters was conducted using Bayesian approach implemented in MTGSAM and Wombat software. The number of Gibbs sampling rounds used was 200,000 rounds. Ten percent of these numbers (20,000 rounds) was burn-in. The convergence criterion for stopping repetitions in this analysis was also considered as 10 decimals (10-10). Sampling intervals of 200 and Gouss- Seidel 10000 repetitions were considered. In order to find the best model incorporating the constant and random effects affecting each of the parameters of the growth pattern, the following models ,with and without regard to maternal effects including maternal additive genetic effects and permanent maternal environmental effects in the model (Meyer's models) were tested.

1- MSc student, Department of Animal Science, University of Khuzestan Agricultural Sciences and Natural Resources, Khuzestan, Iran.
2- Professor, Department of Animal Science, University of Khuzestan Agricultural Sciences and Natural Resources, Khuzestan, Iran.
3- Associate Professor, Department of Animal Science, University of Khuzestan Agricultural Sciences and Natural Resources, Khuzestan, Iran.
(*-Corresponding author email: roshanfekr_hd@yahoo.com)
DOI:10.22067/ijasr.v13i3.81528

Results and Discussion Environmental factors such as year of birth and sex of lamb showed significant influence on growth curve parameters (A, B and k) in Zandi sheep. Estimates of direct heritability is based on best models using REML and Bayesian methods for A, B and K were 0.064 and 0.14, 0.17and 0.16, 0.16and 0.18 respectively. Maternal heritability was in range of 0.006 - 0.08 and Proportion of environmental variance to phenotypic variance in range of 0.03 - 0.05 parameters growth curve. Among the growth curve parameters, only A and k have biological interpretation and therefore ,relationship between them may provide necessary conclusions. Estimates of direct genetic correlation between growth curve parameters were 0.323, -0.429 and 0.803 between A-B, A-K and B-K, respectively. The positive and high genetic correlation between A and B parameters is evident as expected for common genetic and physiological mechanisms controlling these traits. Positive genetic correlation between these traits suggests that selection in one parameter of the growth curve would also improve the other parameter. Residual correlations between growth curve parameters varied form −0.296 (between A-K) to 0.732 (between B-K). Phenotypic correlations between growth curve parameters varied form −0.184 (between A-K) to 0.743 (between B-K). The phenotypic and genetic antagonism between A and k indicates that rapid reduction in growth rate after inflexion point results in lower mature weights. This finding would be helpful for improving selection by identifying the animal who reaches inflexion point earlier and attend higher mature weights later.

Conclusion Current genetic estimates for growth curve parameters in Zandi sheep could be applied in designing selection program in this breed. The low estimates of heritability for A, B and K parameters could be assigned to the high phenotypic variance arising from large environmental variation. This therefore implies that much of the improvement in these growth curve parameters could be obtained by improvement of environment rather than genetic selection. It is important to provide good environmental conditions along with optimal management strategies in the flock to achieve a desired shape of growth curve through changing the parameters of model.

Key words: Bayesian, correlation, Growth rate, Heritability, Restricted maximum likelihood.